

Wirkungen des Elterngelds auf Einkommen und Fertilität

Bujard, Martin; Passet, Jasmin

Veröffentlichungsversion / Published Version
Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
Verlag Barbara Budrich

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Bujard, M., & Passet, J. (2013). Wirkungen des Elterngelds auf Einkommen und Fertilität. *Zeitschrift für Familienforschung*, 25(2), 212-237. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-386635>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-SA Lizenz (Namensnennung-Weitergabe unter gleichen Bedingungen) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY-SA Licence (Attribution-ShareAlike). For more Information see: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0>

*Martin Bujard & Jasmin Passet*¹

Wirkungen des Elterngelds auf Einkommen und Fertilität

Effects of the new German parental leave benefit on income and fertility

Zusammenfassung:

Der Beitrag analysiert die Wirkungen des 2007 eingeführten deutschen Elterngelds auf das Haushaltseinkommen und die Fertilität. Bei der Analyse werden SOEP- und Mikrozensus-Daten kombiniert, um sowohl ereignisanalytische Techniken anzuwenden (SOEP), als auch differenzielle Analysen basierend auf hohen Fallzahlen vorzunehmen (Mikrozensus). Es wird gezeigt, dass sich im Durchschnitt das Einkommen von Familien mit Babys etwas erhöht hat, wobei sich dahinter ein erheblicher Anstieg bei Akademikern verbirgt. Mit diesen Einkommensbefunden korrespondieren die Fertilitätsergebnisse: Bei den multivariaten Analysen zum Übergang zum zweiten Kind zeigt sich für die Gesamtbevölkerung kein Reformeffekt. Allerdings verbergen sich hinter der Gesamtbetrachtung gruppenspezifische Effekte. Die Mikrozensus-Analysen zeigen, dass die altersspezifischen Fertilitätsraten bei 35- bis 44-jährigen Akademikerinnen angestiegen sind, auch in der Ereignisanalyse zeigt sich ein signifikanter Interaktionseffekt für die Elterngeldreform und dieses Alter. Beides deutet darauf hin, dass das Elterngeld den Recuperationseffekt – das Nachholen aufgeschobener Geburten – von hochqualifizierten Frauen ab Mitte 30 verstärkt.

Schlagworte: Familienpolitik, Elterngeld, Elternzeit, nachgeholte Geburten, Einkommen, Fertilität, Akademikerinnen

Abstract:

This article analyses the effects of the German parental leave benefit, which was introduced in 2007, on household income and fertility. The analysis combines SOEP and German Micro Census data in order to apply techniques based on event history analysis (SOEP) as well as differential analyses based on a high number of cases (Micro Census). It is argued that on average, the income situation of families with babies has slightly improved, but this is due to a considerable raise for highly-educated parents. The results for fertility correspond to these income effects: The multivariate analyses for the transition to the second child show no reform effect regarding the total population. However, there are interesting group-specific effects. Age-specific fertility rates, which are based on Micro Census data, are increasing among 35- to 44-year-old highly-educated women. In addition, the event history analysis shows a significant effect for the interaction of reform and this age group. Both suggest that the parental leave benefit has an effect on recuperation among highly-educated women who are at least in their mid-thirties.

Key words: family policy, parental leave, Germany, recuperation, income, fertility, highly educated women

1 Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung (BiB)

1. Elterngeld und Wirkungen

In der Politikfeldforschung sind Policy-Veränderungen von besonderem Interesse, wenn sie einen weitreichenden Politikwandel implizieren. Nach Peter Halls (1993) Terminologie ist das Elterngeld als ein Wandel dritter Ordnung einzustufen, da sich dadurch die Art und das Setting der familienpolitischen Instrumente ebenso geändert haben wie die Kombination der Zielstruktur. Im Vergleich zum Vorgänger Erziehungsgeld zeichnet sich das im Jahr 2007 eingeführte Bundeselterngeld und Elternzeitgesetz (BEEG) durch drei Dinge aus: die einkommensabhängige Staffelung, die einjährige Dauer im Vergleich zur längeren Dauer des Vorgängers Erziehungsgeld und die expliziten Anreize für Väter. Daher ist aus der Perspektive der Wissenschaft sowie der Politik die Frage nach den Wirkungen von großem Interesse. Sechs Jahre nach der Einführung des Elterngelds ist ein guter Zeitpunkt, um dies zu analysieren. Erste Studien zum deutschen Elterngeld zeigen kurzfristige Effekte auf Väterbeteiligung, Erwerbstätigkeit von Müttern und Einkommen (Kluve/Tamm 2009; Bergemann/Riphahn 2010; Wrohlich et al. 2012a).

Zum Einfluss des BEEG auf die Fertilität liegen noch keine Befunde vor. In der umfassenden Gesamtevaluation des Deutschen Institutes für Wirtschaftsforschung (DIW) wurde dieser Aspekt explizit ausgeklammert (Wrohlich et al. 2012b: 5). Das mag damit zusammenhängen, dass das Ziel höherer Geburtenraten im Gesetzestext nur indirekt erwähnt ist und im Gesetzgebungsprozess selbst eine eher nachrangige Rolle gespielt hat. Aus der Analyse der Bundestagsdrucksachen lässt sich aber neben den vier Zielen materielle Sicherheit, Zeit (Schonraum im ersten Jahr), steigende Erwerbsbeteiligung von Frauen und Gleichstellung auch das fünfte Ziel steigender Geburtenraten destillieren (Bujard in diesem Band, vgl. Deutscher Bundestag 2006b, 2006c). In der medialen Diskussion zum Elterngeld war das geburtensteigernde Ziel lange Zeit sogar dominierend. Das unterstreicht das Vorhaben, diese Forschungslücke zu beleuchten. Da differenzierte Einkommenseffekte mögliche Fertilitätseffekte moderieren können, werden in diesem Beitrag zwei Ziele analysiert²:

- (1) eine *Verbesserung der materiellen Sicherheit* von Familien, besonders im ersten Jahr nach der Geburt von Kindern, wobei auch die Einkommensentwicklung in den Folgejahren und gruppenspezifische Unterschiede betrachtet werden;
- (2) ein *Anstieg der Fertilität*, wobei nicht Gesamtindikatoren wie TFR (zusammengefasste Geburtenrate) oder CFR (Kohortenfertilitätsrate), sondern ausgewählte gruppen-, paritäts- und altersspezifische Fertilitätsentwicklungen betrachtet werden.

Inwiefern sich das Elterngeld auf die ökonomische Situation von Familien auswirkt, ist aus der Lebensverlaufsperspektive zu beurteilen, da die lohnabhängige Konzeption eine Verteilungskorrektur *innerhalb individueller Lebensverläufe* verfolgt (vgl. Deutscher Bundestag 2006a) – im Unterschied zu solchen Instrumenten, die unabhängig vom Lebensverlauf eine Verteilungskorrektur *zwischen Personen* anvisieren. Dieser Perspektivenwechsel betont die Lebenslaufdimension in der Forschung zur sozialen Ungleichheit. Andererseits ist zu überprüfen, inwiefern diese Konzeption Ungleichheiten zwischen so-

2 Für Wirkungen bezüglich der anderen drei Ziele Müttererwerbstätigkeit, Schonraum und Gleichstellung siehe die Artikel von Geyer et al. sowie Trappe in diesem Band.

zioökonomischen Gruppen verstärkt. Dies wird exemplarisch an den Einkommensveränderungen unterschiedlicher Bildungs- und Altersgruppen analysiert. Diese Frage der Gerechtigkeit wurde v.a. in der Zeit der Reformeinführung medial und in der Politik intensiv diskutiert.

In den bislang vorliegenden Studien wird die Einführung des BEEG als „natürliches Experiment“ angesehen (Kluve/Tamm 2009; Bergemann/Riphan 2010; Wrohlich et al. 2012a). Wirkungen können dann nur in einem sehr begrenzten Zeitraum von wenigen Monaten vor und nach der Reform identifiziert werden. Längerfristige und verzögerte Wirkungen, wie sie vor allem für das Geburtenverhalten zu erwarten sind, können anhand dieses Analysedesigns nicht betrachtet werden. Viele neuere Studien zum Politik-Fertilitäts-Nexus basieren auf Mikrodaten und Ereignisdatenanalysen, ein Ansatz, der für die Analyse von Critical Junctures (Neyer/Andersson 2008) wie das neue Elterngeld geeignet ist, jedoch weniger für inkrementalistische Politikveränderungen wie dem Kinderbetreuungsausbau (Bujard 2012a), der zeitlich und konzeptionell eng mit dem Elterngeld verknüpft ist. Die kontrovers diskutierte Grundsatzfrage von Policy-Effekten auf die Fertilität (vgl. u.a. Gauthier 2007; Hoem 2008) lässt sich auch danach differenzieren, welche Timelags und Interaktionen mit anderen Faktoren maßgeblich sind und welche spezifischen Gruppen auf einzelne Maßnahmen ansprechen (Spieß 2012). Es ist also zu beachten, dass Effekte des Elterngelds mit ökonomischen Entwicklungen und anderen politischen Maßnahmen interagieren und dass wir aufgrund von Timelags die komplette Wirkung heute noch nicht abschätzen können.

Die Analyse gruppenspezifischer Effekte ist beim Elterngeld essentiell, hier dient die Analyse der differenzierten Einkommenseffekte auch der Hypothesenbildung für die Fertilitätsanalysen. Denn da das Elterngeld zielgruppenabhängig unterschiedliche Anreizstrukturen impliziert, ist es plausibel, dass geburtensteigernde Effekte am ehesten in den Gruppen vorliegen, die im besonderen Maße vom Elterngeld profitieren. Daher werden mögliche Effekte für unterschiedliche Bildungs- und Altersgruppen analysiert und u.a. die These überprüft, wonach das Elterngeld speziell bei der Gruppe von Akademikerinnen und über 30-jährigen Frauen positive Effekte aufzeigt.

Der empirische Teil basiert auf der Kombination der Datensätze Mikrozensus (MZ) und Sozio-ökonomisches Panel (SOEP). Das Forschungsdesign verfolgt das Ziel, die Informationen und methodischen Optionen beider Datensätze zu verbinden. Es wird zum einen die Tiefenschärfe des MZ durch gruppenspezifische Analysen und die Panelstruktur des SOEP durch Ereignisanalysen genutzt.

2. Forschungsstand

Mehrere Studien zeigen, dass sich die Einkommenssituation von Familien nach der Familiengründung oder -erweiterung zunächst verschlechtert (vgl. u.a. Deutscher Bundestag 2006a). An diesem Punkt soll die Elterngeldreform ansetzen, um die finanzielle Situation im ersten Jahr zu verbessern und damit auch für Haushalte, in denen beide Partner erwerbstätig sind, Einkommensausfälle auszugleichen. Bisherige Analysen zum Elterngeld legen eine Verbesserung der Einkommenssituation von Haushalten mit Kindern unter einem Jahr nahe. Kluve und Tamm (2009) analysieren Daten einer eigenen Befragung von

AOK-Mitgliedern und können zeigen, dass sich nach der Einführung des Elterngelds vor allem die finanzielle Situation von Haushalten verbessert hat, in denen Frauen vor der Geburt erwerbstätig und besser gebildet waren, während sich für die Gesamtpopulation keine signifikante Veränderung zeigt. Wrohlich et al. (2012a) wenden das Verfahren der Mikrosimulation auf eine Stichprobe von Haushalten aus dem Sozio-oekonomischen Panel an, die 2005 oder 2006 ein Kind bekommen haben und simulieren das Einkommen unter dem Rechtsstand 2011. Die Autoren kommen zu dem Schluss, dass die ökonomische Situation der Haushalte im ersten Lebensjahr im Vergleich zum Erziehungsgeld konstant blieb oder sich verbessert hat (ibid.: 17). Für Familien mit einem Kind und Haushalte, in denen die Frau eine hohe Bildung hat oder vor Geburt erwerbstätig war, ergeben sich jedoch Verbesserungen. Dazu, wie sich die Einkommenssituation nach der Reform im zweiten und dritten Lebensjahr eines Kindes entwickeln, liegen bislang noch keine Analysen vor.

Aus den letzten Jahren liegen Publikationen von verschiedenen Autoren vor, welche die aktuelle Wirkungsforschung zum Policy-Fertilitäts-Nexus diskutiert haben (siehe u.a. Gauthier 2007; Hoem 2008; Neyer/Andersson 2008; Bujard 2012c; Spieß 2012). Die Perzeption dieser Publikationen verdeutlicht die Heterogenität der Befunde bezüglich Einflussstärke, Kontextbedingungen, Timelags und Gruppendifferenzierungen. Für die skandinavischen Länder, vor allem Schweden, zeigen Analysen, dass „Parental Leave“-Reformen eine Wirkung auf das Geburtenverhalten entfalten können (siehe u.a. Andersson et al. 2006). Für Österreich konnten Lalive und Zweimüller (2009) nachweisen, dass die Verlängerung der Elternzeit in Jahr 1990 einen deutlichen positiven und länger anhaltenden Effekt auf die Wahrscheinlichkeit einer zweiten Geburt hatte. Auf der Makroebene zeigt sich im OECD-Vergleich, dass der Zusammenhang zwischen Elternzeit und TFR nicht signifikant, dagegen der zwischen Vätermónaten und TFR bivariat signifikant ist, wobei jedoch der Einfluss in multivariaten Modellen nachlässt (Bujard 2011). Studien aus anderen Ländern können auf die Möglichkeit von Wirkungen familienpolitischer Maßnahmen hinweisen. Letztendlich sind Befunde aus anderen Ländern aber nur sehr bedingt auf Deutschland übertragbar. Für Deutschland selbst liegen nach Kenntnis der Autoren bislang keine Studien vor, die sich mit dem Einfluss des deutschen Elterngelds auf das Fertilitätsverhalten befassen.

3. Theoretischer Hintergrund

Es lassen sich unterschiedliche Theoriestränge anführen, welche Hypothesen bezüglich Effekte des Elterngelds ermöglichen und plausibilisieren. Zuvorderst sind jedoch direkte Einkommenseffekte durch die monetären Transfers zu konstatieren. Da das Elterngeld für viele Eltern höhere Leistungen als das Erziehungsgeld vorsieht und sich zudem auf die ersten 12 bzw. 14 Lebensmonate des Kindes fokussiert, ist zu erwarten, dass sich im Mittel eine Verbesserung der Einkommenssituation von Haushalten mit Babys zeigt.

Von Bedeutung ist aber auch, dass das Elterngeld aufgrund der einkommensabhängigen Staffelung – einmal abgesehen vom Sockelbetrag – vom Universalprinzip abweicht, dass das Erziehungsgeld charakterisiert hat. Entsprechend der klassischen Wohlfahrtsstaatsforschung (Esping-Andersen 1990) lässt sich das Verteilungsprinzip des Elterngelds

als (erwerbs-)statusdifferenziert und statuserhaltend beschreiben. Durch das Elterngeld werden Varianzen des Einkommens *innerhalb des individuellen Lebensverlaufs* geglättet, wodurch es aber wiederum zur Verstärkung von Einkommensdifferenzen *zwischen sozio-ökonomischen Gruppen* kommen kann. Im Sinne der sozialen Ungleichheit (Hradil 2001) kann das Elterngeld demnach zweifach wirken: als Mechanismus einer Verfestigung der ungleichmäßigen Verteilung des Gutes „Geld“ zwischen sozioökonomischen Gruppen in der Phase nach der Geburt eines Kindes; hinsichtlich einer Reduzierung der gesellschaftlich strukturierten Ungleichverteilung innerhalb von Elternpaaren bzw. zwischen Geschlechtern. Ausgehend von diesen Überlegungen sind differenzierte Wirkungen des Elterngelds auf unterschiedliche gesellschaftliche Gruppen von Interesse. Es ist davon auszugehen, dass im ersten Jahr nach der Geburt vor allem die Gruppe der Besserverdienenden profitiert.

Generell ist umstritten, ob familienpolitische Maßnahmen wie das Elterngeld einen Einfluss auf die Geburtenentwicklung haben (siehe oben). Ausgehend von der klassischen Familienökonomie (Becker 1991) und ihren Erweiterungen lassen sich Annahmen darüber aufstellen, wie das politische Instrument Elterngeld das Geburtenverhalten und insbesondere die Entscheidung zur Familienerweiterung beeinflussen kann. Einen zentralen Ansatzpunkt stellen die Opportunitätskosten beider Eltern, aber vor allem der Mütter, dar (Mincer 1963). Das Elterngeld könnte diese durch die direkte Transferleistung kurzfristig reduzieren. Fertilitätseffekte wären aufgrund der einkommensabhängigen Staffelfung wenn überhaupt, dann eher bei finanziell besser gestellten Gruppen – v.a. Akademikerinnen – zu erwarten, wenn sich deren Einkommenssituation durch das Elterngeld verbessert.

Im Diffusions-Akkommodations-Ansatz (Bujard 2011) spielen familienpolitische Maßnahmen eine zentrale Rolle bei der gesellschaftlichen Anpassung an die Veränderungen im Rahmen des Zweiten Demografischen Übergangs (van de Kaa 1987) – insbesondere im Zusammenhang mit den gestiegenen Berufschancen von Frauen (vgl. Beck-Gernsheim 2006). Der Grad der Anpassung kann auch zur Erklärung der heutigen Fertilitätsunterschiede in den Industrieländern beitragen. Elterngeld und Kinderbetreuungsausbau können als Akkommodation an veränderte Strukturen für (und Vorstellungen von) junge(n) Familien gesehen werden. Hinsichtlich von Fertilitätseffekten sind jedoch arbeitsmarktspezifische Hindernisse einer Vereinbarkeit von Beruf und Familie (vgl. Adserà 2004) ebenso zu berücksichtigen wie das in Deutschland dominierende Halbtagschulmodell. Nur im Kontext dieser und anderer Makrofaktoren sind Veränderungen im Geburtenverhalten (bzw. ihr Ausbleiben) seit Einführung des Elterngelds sinnvoll zu interpretieren. Zudem ist die Prämisse einer zeitverzögerten Wirkung (Luci/Thévenon 2012) evident. Diese makrospezifischen Überlegungen haben also eine methodische und eine inhaltliche Implikation: Methodisch weisen sie auf eine Grenze von Forschungsdesigns hin, die punktuelle Politikveränderungen im Hinblick auf Fertilitätseffekte untersuchen. Andererseits haben Neyer und Andersson (2008) die Potenziale derartiger Analysen betont; insofern sind die analytischen Verbindungen zwischen Mikro- und Makroanalysen unabdingbar. Die inhaltliche Implikation liegt darin, dass das Elterngeld in einer spezifischen historischen Phase eingeführt wurde, als Reaktion auf Jahrzehnte andauernde Veränderungsprozesse und als Teilelement einer breiteren Anpassung. Dabei ist das Elterngeld ein Baustein, der speziell den Frauen zugute kommt, die berufstätig sind und die ein mittleres bis hohes Einkommen haben.

Hinsichtlich des Timings von Geburten ist davon auszugehen, dass das neue Elterngeld durch die Koppelung an das Einkommen Anreize für eine Berufsphase vor einer Geburt setzt, also tendenziell in Richtung eines Aufschubs von Geburten, die dann gegebenenfalls später im Lebensverlauf nachgeholt werden. Kurzfristig, so Büchner et al. (2006), könnte es dadurch sogar zu einem Rückgang der Geburtenzahlen kommen. Blossfeld und Huinink (1989: 401) argumentieren, dass weniger die Opportunitätskosten als der Zeitdruck für die generative Entscheidung maßgeblich ist. Geburten jenseits des 30. Lebensjahres sind inzwischen – gerade bei Akademikerinnen – weit verbreitet und gesellschaftlich akzeptiert. Entsprechend lässt sich erwarten, dass das Elterngeld den Trend verstärkt, wonach die altersspezifischen Fertilitätsraten (ASFR) unter 30-jähriger Frauen zurückgehen und die von über 30-jährigen Frauen ansteigen.

4. Daten und Forschungsdesign

Daten

Für die Analysen zu den Wirkungen des Elterngelds werden zwei Datensätze verwendet: Mikrozensus (MZ) und Sozio-oekonomisches Panel (SOEP)³, jeweils für den Zeitraum ab 2003 bis zum aktuellsten verfügbaren Jahr. Das SOEP ist eine repräsentative Längsschnittbefragung von privaten Haushalten, die seit 1984 jährlich durchgeführt wird (vgl. Wagner et al. 2007). Im Rahmen der SOEP-Befragung werden die Geburtsbiografien von Frauen erfasst, die für die Fertilitätsanalysen zentral sind. Seit dem Beginn der Befragung im Jahr 1984 wurde das SOEP immer wieder durch zusätzliche Befragtengruppen ergänzt und das Panel aufgefrischt. Für die Analysen werden in Privathaushalten lebende Frauen aus den Stichproben A-I verwendet.

Der MZ ist eine verpflichtende Repräsentativbefragung von 1 Prozent der deutschen Bevölkerung. Im MZ ist einerseits der Non-response-Anteil gering und eine hohe Validität gewährleistet und andererseits hat er mit Abstand die höchste Fallzahl von deutschen Haushaltsbefragungen. Die Fallzahl der Querschnittsdensätze liegt pro Jahr bei etwa 830.000 Personen und 390.000 Haushalten; er ermöglicht daher eine relativ exakte Analyse auch von kleineren soziodemografischen Subgruppen, die mit Surveys wie dem SOEP nicht möglich sind. Sämtliche Auswertungen beziehen sich auf die Bevölkerung am Ort der Hauptwohnung in Privathaushalten.

Die Vergleichbarkeit beider Datensätze hinsichtlich der abhängigen Variablen wurde durch einen Datenabgleich von SOEP und Mikrozensus überprüft. Dies sei hier kurz an den Einkommenswerten verdeutlicht: Das auf Basis des Haushaltseinkommens nach der neuen OECD-Skala berechnete Nettoäquivalenzeinkommen von Haushalten mit unter einjährigen Kindern steigt von 2006 bis 2008 nach MZ-Daten von 1.265 auf 1.383 € und nach SOEP-Daten von 1.254 € auf 1.330 €. Sowohl absolute Werte als auch Tendenz sind damit ähnlich und zum Vergleich geeignet. Unterschiede können dabei auch auf die Fall-

3 SOEP, Daten für die Jahre 1984-2010, Version 27, DOI 10.5684/soep.v27.

zahl zurückgeführt werden, die bei dieser Frage für 2006 (2008) beim SOEP bei 140 (166) liegt, während sie beim Mikrozensus das gut 35-fache mit 4.992 (4.919) aufweist.

Ziel der folgenden Analysen ist es zu untersuchen, ob sich durch die Elterngeldreform die finanzielle Situation von jungen Familien verändert hat und ob sich die Wahrscheinlichkeit einer Familienerweiterung erhöht hat. Dabei wird die Elterngeldreform als „Critical Juncture“ betrachtet und entsprechende Analyseverfahren angewendet, die es ermöglichen, solche Reformeffekte zu identifizieren. Es wird angenommen, dass Paare die Entscheidung für ein Kind im Jahr 2006 überwiegend noch nicht an der Elterngeldreform ausgerichtet haben, da der Gesetzgebungsprozess relativ kurz vor der Einführung des BEEG abgeschlossen wurde⁴ (vgl. Kluge/Tamm 2009). Eine Anpassung des Geburtszeitpunkts an die BEEG-Einführung für eine Teilgruppe (Selektionseffekt) ist nicht auszuschließen, allerdings ist die exakte Planung nur begrenzt möglich, da sich Kinderwünsche nicht immer unmittelbar umsetzen lassen.

Analysen Mikrozensus

Analysiert werden sowohl beim Einkommen als auch bei der Geburtenentwicklung die Mikrozensus für die Jahre 2003-2011, also jeweils vier Jahre vor und nach dem Einführungsjahr des BEEG. Da die Scientific Use Files des Mikrozensus derzeit nur bis 2009 verfügbar sind und bei der zweiten abhängigen Variablen, der Geburtenrate, die Ergebnisse für die Jahre 2010-2011 zentral sind (Bujard 2012b), wurde eine Sonderauswertung des gesamten Mikrozensus vorgenommen.

Für die Interpretation der Einkommens- und Fertilitätsanalysen ist relevant, dass das Jahr 2007 ein Übergangsjahr darstellt. Die volle Inanspruchnahme des Elterngelds zeigt sich erst im Jahr 2008. Da das exakte Geburtsdatum der Kinder im MZ nicht vorliegt, werden zum Zeitpunkt der Befragung in 2007 sowohl Mütter mit Babys erfasst, die vor dem Stichtag 1.1.2007 geboren sind als auch solche, die danach geboren sind und vom neuen Elterngeld profitieren. Daher wird teilweise ein Vergleich der Jahre 2006 und 2008 vorgenommen.

Der Schwerpunkt der MZ-Analysen liegt in dieser Arbeit in der gruppendifferenzierten Deskription mit einem Fokus auf Alters- und Bildungsgruppen. Als Bildungsindikator wird die International Standard Classification of Education (ISCED) verwendet. Um kurzfristige Unterschiede in den Fertilitätsmustern nach Bildung zu identifizieren, werden für die Gruppe der 30- bis 44-jährigen Frauen altersspezifische Fertilitätsraten (ASFR) anhand der MZ-Daten berechnet. Das Verfahren ist insofern neu, dass die ASFR in der Regel auf Basis der amtlichen Statistik berechnet werden. Anhand der amtlichen Statistik ist jedoch eine bildungsgruppenspezifische Betrachtung der ASFR nicht möglich. Die ASFR werden in drei 5-Jahres-Blöcken kumuliert dargestellt, wobei die Summe dieser drei Blöcke bzw. 15 Jahre den Anteil der über 29-jährigen Frauen an der TFR darstellt. Der Fokus auf die 30- bis 44-Jährigen beruht auf der Annahme, dass ab diesem Alter in

4 Erst am 20.6.2006 wurde der erste Gesetzesentwurf eingebracht, die Verabschiedung im Bundestag erfolgte am 29.9.2006, die im Bundesrat am 3.11.2006. Dazu ist ein Informations-Timelag zu beachten, die Kommunikation der detaillierten Maßnahme war zum Jahreswechsel 2006/2007 besonders intensiv (ibid.).

den meisten Fällen die Bildungsbiografie⁵ und bis zum 45. Geburtstag die Fertilitätsbiografie abgeschlossen sind. Diese Auswahl für die Berechnung der ASFR beinhaltet entsprechend einen gewissen Selektionsbias. Die ASFR wäre für jüngere Frauen nach Bildungsgruppen schwer zu interpretieren – anders die *Kohortenfertilitätsrate (CFR)* der 29-jährigen Frauen, die dafür berechnet wird. Wenn man die Kinderzahl von 29-Jährigen als Schätzung für die Summe der ASFR von 15-29 im entsprechenden Jahr interpretiert und mit den ASFR 30-44 addiert, erhält man ein Schätzmodell für die Summe der ASFR.⁶

Zentrale Voraussetzung, dies mit dem MZ zu machen, sind ausreichend hohe Fallzahlen für jedes Alter und jede Bildungsgruppe. Die Fallzahlen liegen beispielsweise im Jahr 2011 für 44-jährige Frauen bei 5.644 Fällen, die sich auf drei ISCED-Gruppen verteilen: 715 (ISCED 1-2); 4.120 (ISCED 3-4 und 5B); 809 (ISCED 5A und 6). In die Summe der ASFR 30-44 fließen pro Jahr 63.699 Fälle ein, in den gesamten Berechnungen von 2003-2011 sind etwa 570.000 Fälle berücksichtigt.

Als Nachteil dieser Methode muss hingenommen werden, dass Kategorienwechsel der Bildungsabschlüsse nach dem 30. Geburtstag nicht systematisch berücksichtigt werden können. Diese Einschränkung erscheint jedoch tolerierbar, da das Vorgehen neuartige Informationen über bildungsspezifische Fertilitätsentwicklungen ermöglicht, die sich auf Perioden (und nicht Kohorten) beziehen und damit aktuell sind.

Analysen SOEP

Nachfolgend wird die Vorgehensweise bei den multivariaten Analysen zur Fertilität vorgestellt. Der Fokus liegt auf dem Übergang zum zweiten Kind und damit auf der Familienerweiterung. Der Grund ist, dass eine Differenzierung zwischen unterschiedlichen Paritäten bei der Fertilitätsentscheidung theoretisch sinnvoll erscheint und die Analyse mehrerer Paritäten den Umfang dieses Artikels übersteigen würde. Es wird davon ausgegangen, dass die Entscheidung zum zweiten Kind stärker als die zum ersten Kind von familienpolitischen Maßnahmen beeinflussbar ist, da die Entscheidung zur Familiengründung grundsätzlicherer Natur ist und mehrere politisch kaum beeinflussbare Faktoren wie beispielsweise die Partnerwahl eine Rolle spielen. Auch sind Effekte auf den Geburtenabstand denkbar (vgl. Spieß 2012), zumal der Geschwisterbonus gewisse Anreize hin zu einem geringen Geburtenabstand setzt. Andererseits könnte man aber auch argumentieren, dass die lohnbezogene Konzeption Erwerbstätige begünstigt, was beim Übergang zum ersten Kind stärker zum Tragen kommt. Für diese Analyse ist wichtig, dass die Verknüpfung mit den ASFR der Altersjahre 30-44 eine größere Überschneidung mit der zweiten als mit der ersten Geburt hat.

Eine zentrale Voraussetzung für die Analyse von Geburten ist, dass die vollständige bisherige Geburtsbiografie der Frauen vorliegt. Vollständig in dem Sinne, dass alle bisherigen Geburten erfasst sind und Geburten im Analysezeitraum eindeutig einer Parität zu-

5 Die Berechnung der ASFR für 20- oder 25-jährige Frauen nach Bildungsabschluss macht wenig Sinn, da viele Frauen zu diesem Zeitpunkt noch in Ausbildung oder im Studium sind.

6 Im Unterschied zum Schätzmodell CRF34+ (Bujard 2012b), das eine Kohortenraten-Schätzung darstellt, wird hier eine periodenspezifische Geburtenrate geschätzt. Die Begründung liegt im heruntergesetzten Altersteiler von 29 (statt 34) Jahren.

geordnet werden können. Entsprechend werden Frauen mit unvollständigen Geburtsbiografien oder fehlenden Informationen im SOEP ausgeschlossen. Es werden Familienerweiterungen im Analysezeitraum zwischen 2003 und 2008 – entsprechend basierend auf Daten bis 2010⁷ – betrachtet. Die Analyse ist auf Mütter im Alter von 16 bis 45 beschränkt, die ein erstes Kind haben und im Analysezeitraum mindestens in einem Jahr an der Befragung teilgenommen haben. Die erste Geburt kann entsprechend auch vor 2003 liegen.

Es wird die Methode der Ereignisdatenanalyse (Allison 1984) für die Analyse des Risikos einer zweiten Geburt angewendet. Die Baseline-Hazard wird als Piecewise-Constant-Funktion modelliert. Für die Analysen werden alle im SOEP erfassten Geburten um 9 Monate zurückdatiert auf den Beginn der Schwangerschaft.⁸ So wird sichergestellt, dass die zeitlich variierenden erklärenden Variablen vor Beginn einer zweiten Schwangerschaft gemessen werden und die zeitliche Abfolge der Ereignisse im Modell korrekt ist. Das ist entscheidend, da davon ausgegangen wird, dass die erklärenden Variablen sich auf die Entscheidung für eine Schwangerschaft und damit auch auf den Zeitpunkt auswirken. Als Prozesszeit wird die vergangene Zeit – in Monaten – zwischen der ersten Geburt und der Schwangerschaft mit einem zweiten Kind verwendet. Frauen ohne zweite Geburt sind am Ende ihres Beobachtungszeitraums rechtszensiert.

Der Reformindikator ist die zentrale erklärende Variable im Modell. Die Dummyvariable markiert für jede Frau im Datensatz die Kalenderzeit ab Januar 2007. Für alle Frauen im Datensatz, die ihr erstes Kind vor der Reform, aber noch kein zweites Kind bekommen haben, variiert der Indikator zeitlich. Der Reformindikator ermöglicht indirekt die Analyse von Veränderungen der Wahrscheinlichkeit einer zweiten Schwangerschaft vor und nach der Reform. Es kann allerdings nicht ausgeschlossen werden, dass neben der Einführung des Elterngelds andere Veränderungen auf der Makroebene zu Veränderungen des Geburtenverhaltens über die Kalenderzeit geführt haben.

Darüber hinaus wird für wichtige zeitkonstante sowie zeitlich variierende Variablen kontrolliert, von denen angenommen wird, dass sie die Wahrscheinlichkeit einer zweiten Schwangerschaft beeinflussen.⁹ Für die zeitlich variierenden Variablen wird im Beobachtungszeitraum jeweils der Status zu den Interviewzeitpunkten verwendet, dieser wird von einer Welle zur nächsten als konstant angenommen. Der Messzeitpunkt für die Kovariaten liegt damit immer vor dem (potenziellen) Übergang. Das Alter der Mutter bei der ersten Geburt sowie der Migrationshintergrund sind zeitkonstant erfasst. Letztere Variable bildet ab, ob die Person selbst oder ein Elternteil nach Deutschland immigriert ist. Zeitlich

7 Da die Datenerhebung des SOEP für 2010 vorwiegend in der ersten Jahreshälfte stattfand, lagen zum Zeitpunkt der Analysen für 2010 noch nicht alle Geburten und entsprechend für 2009 noch nicht alle Schwangerschaften vor. Um Veränderungen in der Geburtenentwicklung analysieren zu können, ist es jedoch entscheidend, dass die Geburten pro Kalenderjahr möglichst vollständig sind. Deshalb können nur Geburten bis 2008 betrachtet werden.

8 De facto werden Schwangerschaften im Analysezeitraum betrachtet, d.h. dass Geburten vor Oktober 2003 nicht berücksichtigt werden, da der Schwangerschaftsbeginn in das Jahr 2002 fällt. Die Begriffe Schwangerschaft und Geburt werden nachfolgend synonym verwendet.

9 Wir konzentrieren uns dabei auf potenzielle Einflussfaktoren, die sich in bisherigen Analysen zum Übergang zum zweiten Kind als (theoretisch) relevant herausgestellt haben (siehe beispielsweise Kreyenfeld/Zabel 2005).

variiierende Variablen sind der aktuelle Wohnort in West- bzw. Ostdeutschland, der aktuelle Partnerschaftsstatus (Single, Verheiratet, Partnerschaft), der aktuelle Erwerbsstatus (Vollzeit, Teilzeit, arbeitslos gemeldet, nicht erwerbstätig), der aktuelle Bildungsstand (Hauptschule, Mittlere Reife, (Fach-)Abitur, Hochschulabschluss) und das chronologische Alter der Frau. Es werden zusätzliche Modelle mit Interaktionstermen gerechnet, um Annahmen zur Wirkung von Erwerbsstatus, Bildungsstatus und Alter der Frau vor und nach der Reform zu prüfen.

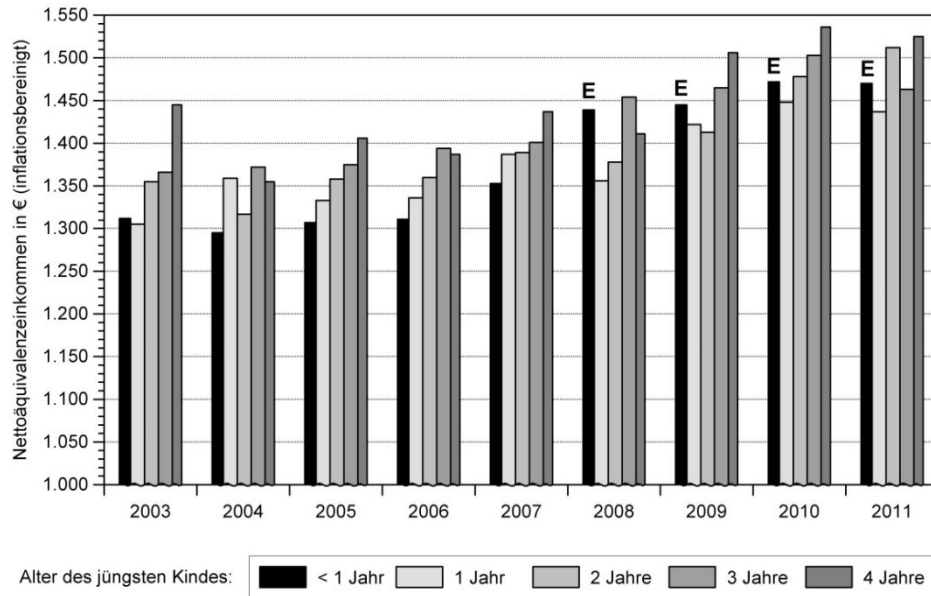
5. Effekte des Elterngelds auf das Einkommen von Familien

In diesem Abschnitt wird die Einkommensentwicklung in Haushalten mit Kind(ern) vor und nach Einführung des Elterngelds analysiert. Sowohl für die MZ- als auch für die SOEP-Analysen wurde das monatliche Haushaltsnettoeinkommen mit dem Basisjahr 2009 inflationsbereinigt und das Nettoäquivalenzeinkommen (in Folge als Einkommen bezeichnet) nach der neuen OECD-Skala berechnet. Im Fokus stehen zwei Charakteristika des Elterngelds: die Fokussierung der Leistungen auf das Babyalter (= Kinder unter einem Jahr) und die einkommensabhängige Ausgestaltung. Nachfolgend wird zunächst die Einkommenssituation von Haushalten nach der Geburt des jüngsten Kindes betrachtet, dann anhand des SOEP die Einkommensentwicklung vor und nach einer Geburt und abschließend werden die bildungsspezifischen Unterschiede des Elterngeldeffekts analysiert. Bei der Interpretation der deskriptiven Einkommensanalysen ist generell zu beachten, dass die Entwicklung der Einkommen von Haushalten potenziell durch viele verschiedene Faktoren beeinflusst wird.

Die durchschnittliche Einkommensentwicklung von Haushalten nach Alter des jüngsten Kindes wird nach West- und Ostdeutschland getrennt vorgenommen, da von systematischen Unterschieden hinsichtlich Arbeitslosigkeit, Frauenerwerbstätigkeit und Lohnniveau zwischen den beiden Regionen auszugehen ist. Abbildung 1 zeigt die Entwicklung in Westdeutschland (ohne Berlin): Vor 2007 haben Haushalte mit Babys das geringste Einkommen. Zwischen 2006 und 2008 erhöht sich dann in diesen Haushalten das durchschnittliche Einkommen sprunghaft von 1.311 € auf 1.439 € und bleibt in den Folgejahren in dieser Größenordnung – mit leicht steigender Tendenz (2011: 1.470 €).¹⁰ Dieses ist vor allem interessant im Vergleich zur Gruppe mit ein- und zweijährigen Kindern, deren Einkommen von 2003 bis 2011 leicht, aber relativ kontinuierlich gestiegen ist. Vor dem BEEG hatten Haushalte mit Babys das geringste Einkommen, danach Haushalte mit Kleinkindern. Letztere haben sich im Durchschnitt zwar nicht verschlechtert, allerdings gab es für einige Gruppen Verschlechterungen durch den Wegfall des Erziehungsgelds. Insgesamt haben sich die Unterschiede dieser Durchschnittswerte von 2003 bis 2011 verringert, wie Abbildung 1 veranschaulicht.

10 Es sei noch mal daran erinnert, dass das Jahr 2007 statistisch ein Übergangsjahr ist, da nur ein Teil der Befragten vom Elterngeld betroffen ist (siehe Abschnitt 4).

Abbildung 1: Einkommen von Haushalten nach Alter des jüngsten Kindes (Westdeutschland)



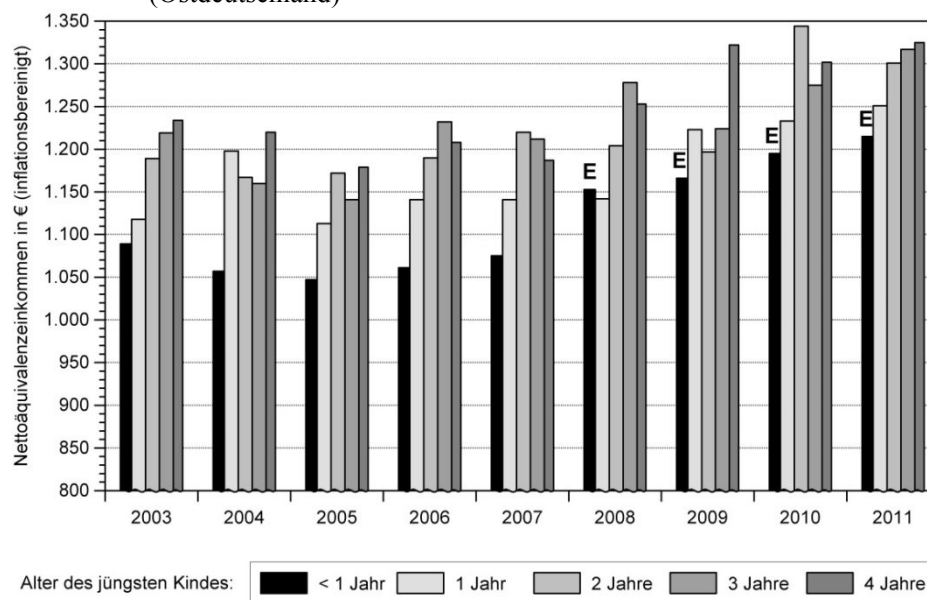
Quelle: Mikrozensus 2003-2011, eigene Berechnungen und Darstellung; E = Elterngeld möglich.

Die in Abbildung 2 dargestellten Befunde für Ostdeutschland (mit Berlin) sind in der Relation ähnlich, wobei das Niveau des Nettoäquivalenzeinkommens jeweils deutlich geringer ist. Das Einkommen von Haushalten mit Babys liegt zwischen 2003 und 2007 bei etwa 1.050 € und seit 2008 über 1.150 € – mit leicht steigender Tendenz (2011: 1.215 €). Vor 2007 war der Abstand von Haushalten mit Babys zu solchen mit älteren Kindern in Ostdeutschland noch deutlicher als in Westdeutschland. Nach 2008 ist dieser Abstand weitestgehend ausgeglichen, jedoch – anders als in Westdeutschland – ist das durchschnittliche Einkommen mit Babys nicht höher als in Haushalten mit Kleinkindern.

Anhand der SOEP-Daten kann nun die Einkommensentwicklung von Haushalten nachvollzogen werden, in denen ein (weiteres) Kind geboren wurde (nicht gezeigt). Für 2003 bis 2009 geborene Kinder wurde jeweils die Einkommensdifferenz gebildet zwischen dem Einkommen vor und nach der Geburt; sie beschreibt den Einkommensausfall durch die Geburt eines Kindes. Dabei wurde der Längsschnittcharakter des SOEP insofern genutzt, dass nur Haushalte betrachtet werden, für welche die Einkommensinformationen zu beiden Zeitpunkten vorliegen.¹¹

11 Ausgangspunkt für die Zuordnung der Einkommenswerte vor bzw. nach der Geburt ist das monatsgenaue Geburtsdatum in Relation zum Interviewzeitpunkt. Für das Einkommen vor der Geburt wurde entweder der Wert des Vorjahres oder des Geburtsjahres verwendet und analog für das Einkommen nach der Geburt der Wert des Geburtsjahres oder des Folgejahres.

Abbildung 2: Einkommen von Haushalten nach Alter des jüngsten Kindes (Ostdeutschland)



Quelle: Mikrozensus 2003-2011, eigene Berechnungen und Darstellung; E = Elterngeld möglich.

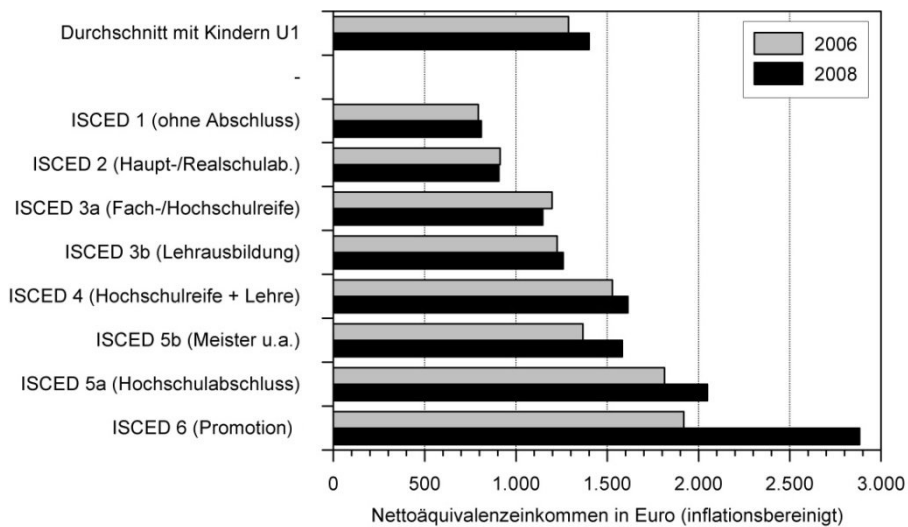
Der Einkommensausfall durch eine Geburt lag für 2003 geborene Kinder bei durchschnittlich 349 € und hat sich seitdem deutlich reduziert: Für 2008 geborene Kinder liegt der Ausfall im Mittel nur noch bei 136 €. 2009 lässt sich wiederum ein Anstieg auf 170 € verzeichnen, was in etwa dem Wert von 2006 entspricht (185 €). Da es sich um einen einzelnen Wert handelt, kann keine Aussage darüber gemacht werden, ob es sich um einen neuen Trend oder einen Ausreißer handelt.

Betrachtet man den durchschnittlichen Einkommensausfall für Geburten in den Zeiträumen 2003 bis 2006 (278 €) und 2007 bis 2009 (153 €) wird besonders deutlich, dass sich die Einkommenssituation von Haushalten mit Geburten in dieser Zeit verbessert hat (vgl. mit anderer Methode: Wrohlich et al. 2012a). Es kann zwar angenommen werden, dass die Verbesserung durch die Elterngeldreform mitverursacht ist, allerdings sprechen die Jahreswerte für eine kontinuierliche Reduzierung des Einkommensausfalls. Dabei ist zu beachten, dass die dahinterliegenden Einkommenswerte auch durch andere politische Maßnahmen und Entwicklungen am Arbeitsmarkt beeinflusst sein können. Die oben beschriebene Vorgehensweise führt zu relativ niedrigen Fallzahlen auf Jahresebene (ca. 150 Fälle pro Geburtsjahr), weshalb von weiteren Differenzierungen nach Parität oder Bildung der Mutter anhand des SOEP abgesehen wird.

Hinter der im Durchschnitt sichtbaren Verbesserung der ökonomischen Situation von Familien mit Kindern unter einem Jahr verbergen sich erhebliche Gruppenunterschiede, wie die folgende Analyse offenbart. Abbildung 3 kontrastiert die Einkommenswerte vor (2006) und nach (2008) Einführung des Elterngelds nach der Bildung der Mutter. Der Anstieg des Durchschnittseinkommens der Haushalte mit Babys basiert weitestgehend auf

den Veränderungen in den Gruppen mit einem höheren Bildungsabschluss. Bei Müttern mit Hochschulreife und Lehre (ISCED 4) ist das Einkommen im Mittel um 86 € gestiegen, mit Hochschulabschluss (inklusive Fachhochschulabschluss) um 236 € und mit Promotion sogar um 965 €.

Abbildung 3: Einkommen von Haushalten mit Babys nach Bildungsabschluss der Mutter in Deutschland



Quelle: Mikrozensus 2006-2008 (SUF), eigene Berechnungen und Darstellung.

Absolut gesehen weisen die Befunde darauf hin, dass es bei Haushalten mit Babys keine Verlierergruppen gibt im Vergleich zur Vorgängerregelung¹², jedoch eindeutige Gewinner: Akademikerinnen und über 30-jährige Mütter. Eine weitergehende MZ-Analyse zeigt neben berufs- und regionsspezifischen Unterschieden, dass generell ältere, zuvor berufstätige Mütter durch das Elterngeld bessergestellt sind: Im Vergleich von 2006 und 2008 ist das Haushaltseinkommen bezogen auf westdeutsche Frauen, die mit Babys im Haushalt leben, im Alter von 20-29 Jahren unterdurchschnittlich gestiegen, während es sich im Alter von 30-39 mit 201 € überdurchschnittlich erhöht hat. Bei ostdeutschen Frauen mit Babys ist das Einkommen in der Altersgruppe 20-34 sogar gesunken und bei den 35-39 Jährigen um 260 € angestiegen. Höhere Werte für über 30-jährige Mütter belegen auch die Leistungsbezüge der Elterngeldstatistik für im 3. Quartal 2011 geborene Kinder, deren durchschnittlicher Elterngeldanspruch um 800 € liegt, während es bei 25-29 Jährigen 632 € und bei 20-24 Jährigen nur 444 € sind (Statistisches Bundesamt 2013: 21).

¹² Das Erziehungsgeld war jedoch für nichterwerbstätige Mütter mit ein- und zweijährigen Kindern mit höheren Zahlungen verbunden.

6. Effekte des Elterngelds auf die Fertilität

Ob und welche Effekte das Elterngeld auf die Geburtenentwicklung hat, wird zuerst anhand ereignisanalytischer Verfahren mit SOEP-Daten und anschließend mit einer bildungsdifferenzierten Analyse von altersspezifischen Fertilitätsraten (ASFR) mit MZ-Daten untersucht.

Zunächst wird ein möglicher Zusammenhang zwischen der Elterngeldreform und dem Übergang zum zweiten Kind respektive zu einer zweiten Schwangerschaft anhand von Kaplan-Meier Survival-Kurven deskriptiv inspiziert. Dafür wird derselbe Datensatz wie für die nachfolgenden multivariaten Analysen verwendet. Die Analyseeinheiten sind Frauen, die im Analysezeitraum (2003-2008) mindestens einmal am SOEP teilgenommen haben und die bereits ein Kind haben, also dem Risiko einer zweiten Schwangerschaft ausgesetzt sind.

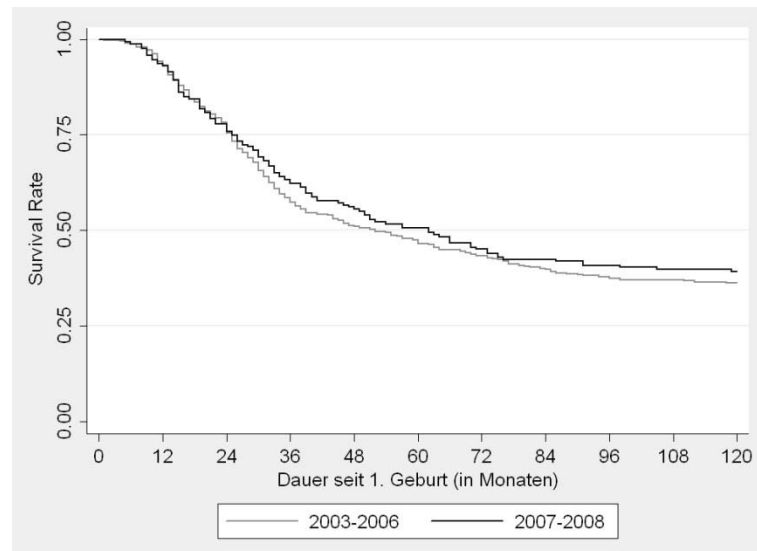
Die Survival-Kurven nach Kaplan und Meier in Abb. 4 zeigen die Wahrscheinlichkeit im Analysezeitraum ein zweites Kind zu bekommen bzw. nicht zu bekommen für alle Monate seit der Geburt des ersten Kindes. Da grafisch untersucht werden soll, ob sich die Wahrscheinlichkeit und das Timing von Übergängen zum zweiten Kind vor und nach der Reform unterscheiden, wird für beide Zeiträume jeweils eine Survival-Kurve berechnet. Die erste Survival-Kurve zeigt die Übergangswahrscheinlichkeit zum zweiten Kind zwischen 2003 und 2006 (= vor der Reform), in die alle Frauen im SOEP mit einem ersten Kind eingehen. Die zweite Survival-Kurve zeigt die Übergangswahrscheinlichkeit für die Jahre 2007-2008 (= nach der Reform), wiederum für alle beobachteten Frauen mit erstem Kind. Frauen, die ihr erstes Kind vor 2007 bekommen haben und ihr zweites Kind nach 2007, gehen folglich in beide Survival-Kurven ein, wenn auch zu unterschiedlichen Zeitpunkten. Selbiges gilt für Frauen, die ihr erstes Kind vor 2007 bekommen haben und bis Ende 2008 ohne einen Übergang beobachtet werden.¹³

Grundsätzlich ist das Risiko einer zweiten Schwangerschaft in den ersten 3 Jahren nach einer ersten Geburt am höchsten, danach flacht die Kurve ab. Es zeigen sich zwischen beiden Zeiträumen keine nennenswerten Unterschiede hinsichtlich der Wahrscheinlichkeit und des Timings einer zweiten Schwangerschaft. Die beiden Kurven liegen sehr nah beieinander. Auch in Bezug auf die Gesamtzahl der geborenen Kinder unterscheiden sich die Survival-Kurven zehn Jahre nach der Geburt des ersten Kindes kaum: während bis Ende 2006 ca. 36% der Frauen kein weiteres Kind bekommen haben, sind es Ende 2008 mit 39% nur geringfügig mehr. Dabei ist zu beachten, dass die hier betrachteten Frauen den Geburtskohorten 1958 bis 1989 angehören und viele ihre biologisch fertile Phase noch nicht abgeschlossen haben.¹⁴

13 Die Kurven sind entsprechend nicht vollständig unabhängig voneinander. Trotzdem ist die Betrachtung der Survival-Kurven sinnvoll, um einen ersten grafischen Eindruck der Anzahl der Übergänge und deren Verläufe vor und nach Einführung des neuen Elterngelds zu gewinnen. Es werden keine Teststatistiken ausgewiesen.

14 Für die Survival-Analyse und die multivariate Analyse stellt dies kein grundsätzliches Problem dar, muss aber bei der Interpretation beachtet werden.

Abbildung 4: Übergang zum zweiten Kind in den Zeiträumen vor (2003-2006) und nach der Elterngeldreform (2007-2008), Kaplan-Meier-Survivalkurven



Quelle: SOEPv27 2003-2009, eigene Berechnungen.

Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse der multivariaten Analysen zum Übergang zum zweiten Kind bzw. zur zweiten Schwangerschaft. Das Piecewise-Constant Exponential-Modell wurde schrittweise aufgebaut. In Modell 1 wird deutlich, dass das Risiko einer zweiten Schwangerschaft im zweiten Jahr nach der Geburt des ersten Kindes am höchsten ist und danach kontinuierlich abfällt. Die beiden Kalenderzeiträume vor und nach Einführung des Elterngelds unterscheiden sich hinsichtlich der Wahrscheinlichkeit eines Übergangs nicht.¹⁵

In Modell 2 und 3 wurden weitere Kovariaten aufgenommen, das oben beschriebene Muster der Zeitabhängigkeit bleibt stabil. Die Ergebnisse von Modell 2 entsprechend weitestgehend denen anderer Studien zur zweiten Geburt (vgl. u.a. Kreyenfeld/Zabel 2005; Köppen 2006). Es zeigt sich kein signifikanter Einfluss des Migrationshintergrunds und des aktuellen Wohnortes in Westdeutschland. Im Vergleich zu Müttern in Partnerschaften haben verheiratete Mütter eine deutlich erhöhte Übergangswahrscheinlichkeit zum zweiten Kind, bei Alleinerziehenden ist sie dagegen stark reduziert. Auch Mütter mit Hochschulabschluss haben ein signifikant erhöhtes Risiko einer zweiten Schwangerschaft – ein Befund, der sich auch in anderen Analysen zum zweiten Kind zeigt. Im Vergleich zu vollzeiterwerbstätigen Müttern bekommen teilzeiterwerbstätige Frauen eher ein zweites Kind. Darüber hinaus zeigt sich ein deutlich negativer Zusammenhang zwischen dem Alter bei Geburt des ersten Kindes und dem Risiko einer zweiten Schwangerschaft, das gilt insbesondere für Frauen, die bei der ersten Geburt älter als 30 Jahre sind.

¹⁵ Um zu prüfen, ob sich im Analysezeitraum andere Effekte der Kalenderzeit zeigen, wurde ein weiteres hier nicht gezeigtes Modell mit Jahresdummy-Variablen gerechnet. Auch hier zeigten sich keine signifikanten Effekte.

Tabelle 1: Übergang zum zweiten Kind, Hazard-Ratios (Multivariate Analyse)

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
Alter des 1. Kindes				
unter 1 Jahr	1	1	1	1
1 Jahr	2,68 **	2,68 **	2,67 **	2,69 **
2 Jahre	3,38 **	3,31 **	3,27 **	3,31 **
3 Jahre	1,62 *	1,64 *	1,62 *	1,63 *
4 Jahre	1,29	1,3	1,29	1,3
5 Jahre	1,17	1,16	1,15	1,17
6 Jahre	1,05	1,04	1,05	1,07
7+ Jahre	0,19 **	0,17 **	0,19 **	0,19 **
Elterngeldreform	0,92	0,93	0,93	0,69
Migrationshintergrund		1,1	1,1	1,08
Westdeutschland		1,13	1,14	1,14
Bildung^a				
Hauptschulabschluss		1	1	1
Mittlere Reife (+ Ausbildung)		1,22	1,22	1,22
(Fach-)Abitur		1,31	1,3	1,31
Hochschulabschluss		1,61 **	1,6 **	1,59 **
Partnerschaftsstatus				
Single		0,56 **	0,56 **	0,56 **
Partnerschaft		1	1	1
Verheiratet		1,5 **	1,49 **	1,5 **
Erwerbsstatus				
Vollzeit		1	1	1
Teilzeiterwerb		1,37 *	1,37	1,36
Arbeitslos registriert		0,94	0,95	0,98
Nicht erwerbstätig		1,22	1,23	1,23
Alter der Mutter bei der 1. Geburt				
14–20 Jahre		1	1	1
21–25 Jahre		0,95	0,89	0,89
26–30 Jahre		0,93	0,82	0,82
31–35 Jahre		0,58 *	0,54 *	0,55 *
36–45 Jahre		0,36 **	0,37 **	0,38 **
Alter				
< = 25 Jahre			1	1
26–30 Jahre			1,19	1,15
31–35 Jahre			1,26	1,1
36–45 Jahre			1,03	0,77
Interaktionseffekte Alter*Reform				
Reform*< = 25 Jahre				1
Reform*26–30 Jahre				1,19
Reform*31–35 Jahre				1,6
Reform*36–45 Jahre				2,32 *
Konstante	0,01 **	0,00 **	0,00 **	0,00 **
Personenjahre	64561	64561	64561	64561
Personen	1740	1740	1740	1740
Ereignisse	405	405	405	405
Log Likelihood (0)	-1069,11	-1069,11	-1069,11	-1069,11
Log Likelihood	-871,24	-838,2	-836,76	-833,39

** p < = 0.01; * p < = 0.05

^a für fehlende Angaben auf Bildung wurde kontrolliert

Quelle: SOEPv27 2003-2009, eigene Berechnungen.

Zusätzlich wurden verschiedene Modelle mit Interaktionstermen gerechnet, um zu testen, ob sich die Anreize für ein zweites Kind vor und nach der Reform abhängig vom aktuellen Erwerbsstatus, vom aktuellen Bildungsstand oder vom Alter der Mutter unterscheiden.¹⁶ Anhand der Interaktion des aktuellen Erwerbsstatus mit dem Reformindikator wurde geprüft, ob die Anreize für ein zweites Kind nach der Reform höher sind, wenn Frauen nach der ersten Geburt erwerbstätig sind. Hinter der Interaktion des aktuellen Bildungsstatus mit dem Reformindikator steht die Annahme, dass vor allem Akademikerinnen von dem neuen Elterngeld profitieren, wie die Analysen zum Einkommen gezeigt haben. Unabhängig vom Bildungsstand und vom Erwerbsstatus wäre es aber auch denkbar, dass das Elterngeld Anreize für ältere Frauen setzt, die über eine Familienerweiterung nachdenken. Die Interaktionseffekte mit dem Erwerbsstatus und dem Bildungsstatus sind nicht signifikant und werden hier nicht gezeigt.

In Modell 3 wurde zunächst zusätzlich zum Alter bei der ersten Geburt das chronologische Alter der Frauen in Form von Altersgruppen aufgenommen. Diese wurden so gebildet, dass auch die Interaktionsvariablen noch ausreichend Fälle in den einzelnen Gruppen enthalten. Tendenziell ist die Übergangswahrscheinlichkeit zum zweiten Kind bei den 31- bis 35-jährigen Frauen am höchsten, die Effekte sind jedoch nicht signifikant. Die Effekte der anderen Variablen im Modell, vor allem des Alters bei der ersten Geburt, bleiben stabil. Modell 4 ist das Interaktionsmodell des Reformindikators mit den Altersgruppen. Es zeigt, dass die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs zu einem zweiten Kind nach der Reform für die 36- bis 45-jährigen Frauen unter Berücksichtigung aller Kovariaten signifikant erhöht ist.

Auf Basis dieser Befunde kann der vorläufige Schluss für die ersten zwei Nachreformjahre gezogen werden, dass das Elterngeld die Wahrscheinlichkeit für eine Familienerweiterung in der analysierten Population nicht generell erhöht hat. Hinweise auf eine zielgruppenspezifische Wirkung der Reform lassen sich anhand der multivariaten SOEP-Analysen nur für die Gruppe der 36- bis 45-jährigen Frauen identifizieren.

In einem nächsten Schritt werden die bildungsgruppen- und altersspezifische Entwicklung der Geburten anhand des MZ nachvollzogen. Dazu werden die ASFR der mindestens 30-jährigen Frauen nach Bildungsgruppen berechnet. Nach einer Voruntersuchung bezüglich der ASFR in den unterschiedlichen ISCED-Kategorien lassen sich drei Bildungsgruppen unterscheiden, die hinsichtlich ihres Geburtenverhaltens in sich relativ homogen sind:

- Frauen ohne beruflichen Abschluss (ISCED 1 und 2, Anteil 13,9%)
- Frauen mit beruflichem Abschluss (oder Hochschulreife), beispielsweise Lehrausbildung oder Fachschulabschluss, jedoch ohne akademischen Abschluss (ISCED 3, 4 und 5 B, Anteil 69,5%)
- Frauen mit (Fach-)Hochschulabschluss (ISCED 5 A und 6, Anteil 16,6%)¹⁷

Bei dieser dreistufigen Differenzierung wird bewusst die engere Akademikerinnen-Definition verwendet, da das durchschnittliche Geburtenverhalten von Frauen mit Abschlüssen nach ISCED 5 B (Fachschulabschluss) dem der Frauen mit ISCED 3- und 4-Abschlüssen eher ähnelt als den Frauen mit Hochschulabschluss. Dabei sei betont, dass die hier ver-

16 Jaccard (2001) folgend werden nicht nur der Interaktionsterm selbst, sondern auch dessen Komponenten in das jeweilige Interaktionsmodell aufgenommen.

17 Die Anteile beziehen sich auf die weibliche Population im Alter zwischen 30 und 44 Jahren für das Jahr 2008, also das mittlere Jahr der Analyse.

wendete Definition von Akademikerinnen von der in internationalen Studien (OECD 2011) abweicht, da dort ISCED 5 B den Akademikern zugeordnet wird. Davon abgesehen sind die OECD-Daten mit den Mikrozensus-Daten gut vergleichbar.¹⁸

Abbildung 5 zeigt die Entwicklung der ASFR von 2003 bis 2011 für die drei Bildungsgruppen in Deutschland. Der Anstieg der Geburten von ab 30-jährigen Frauen entspricht dem internationalen Phänomen der Recuperation (vgl. Sobotka et al. 2011), also der später im Lebensverlauf nachgeholten Geburten. Die Befunde verdeutlichen, dass der Anstieg in der Altersgruppe 35-44 am größten ist und mit zunehmendem Bildungsniveau – besonders bei Akademikerinnen – ansteigt.

Akademikerinnen haben mit großem Abstand die meisten Geburten mit über 30 Jahren; mehr noch: Ein Großteil ihrer Gesamtfertilität findet im Lebenslauf jenseits des 30. Geburtstags statt. Die Summe ihrer ASFR von 30-44 Jahren bezogen auf 1.000 Frauen liegt bei Akademikerinnen in 2011 bei 1.164 Geburten, während sie in der mittleren Bildungsgruppe bei 722 und bei den Frauen ohne beruflichen Abschluss bei 608 Geburten liegt. Die Befunde zeigen auch, dass sich der Recuperationseffekt in einem hohen Tempo fortsetzt. Bei der mittleren und hohen Bildungsgruppe ist die ASFR von 35-39 und 40-44 Jahren über die Zeit gestiegen.

Zum Vergleich die (nicht gezeigte) Kinderzahl der 29-jährigen (CFR-29): Sie ist von 2003 bis 2011 bei der mittleren Bildungsgruppe um 131 Kinder auf 1.000 Frauen bzw. bei Akademikerinnen um 62 zurückgegangen. Da bei Frauen ohne beruflichen Abschluss der größere Teil der Geburten vor dem 30. Geburtstag stattfindet, sind die ASFR 30-44 hier weniger aussagekräftig als bei den anderen Bildungsgruppen. Daher wird hier die CFR-29 für ISCED 1-2 genauer betrachtet: Sie schwankt um die 1.400 Kinder auf 1.000 Frauen. Angesichts der Schwankungen lässt sich wieder keine eindeutige Tendenz feststellen. Reformeffekte auf diese Altersgruppe lassen sich an diesen Kohortenzahlen allerdings nicht festmachen, hier sind periodische Daten wie die ASFR ausschlaggebend. Durch die Kombination der Kinderzahl der 29-jährigen mit den ASFR der 30- bis 44-Jährigen erhält man jedoch eine Schätzung der TFR, die nach Bildungsgruppen differenziert (vgl. Kap. 4): Die Werte liegen für 2011 bei 1,98 für Frauen ohne beruflichen Abschluss, 1,37 bei der mittleren Bildungsgruppe und 1,41 bei Akademikerinnen. Dabei ist der Anteil der Geburten nach dem 30. Geburtstag im Zeitraum 2006-2011 in allen Bildungsgruppen gestiegen: von 29,8% auf 30,7% (ohne Abschluss), von 48,4% auf 52,7% (mittlere Ausbildungsgruppe) und von 77,7% auf 82,6% (Akademikerinnen).

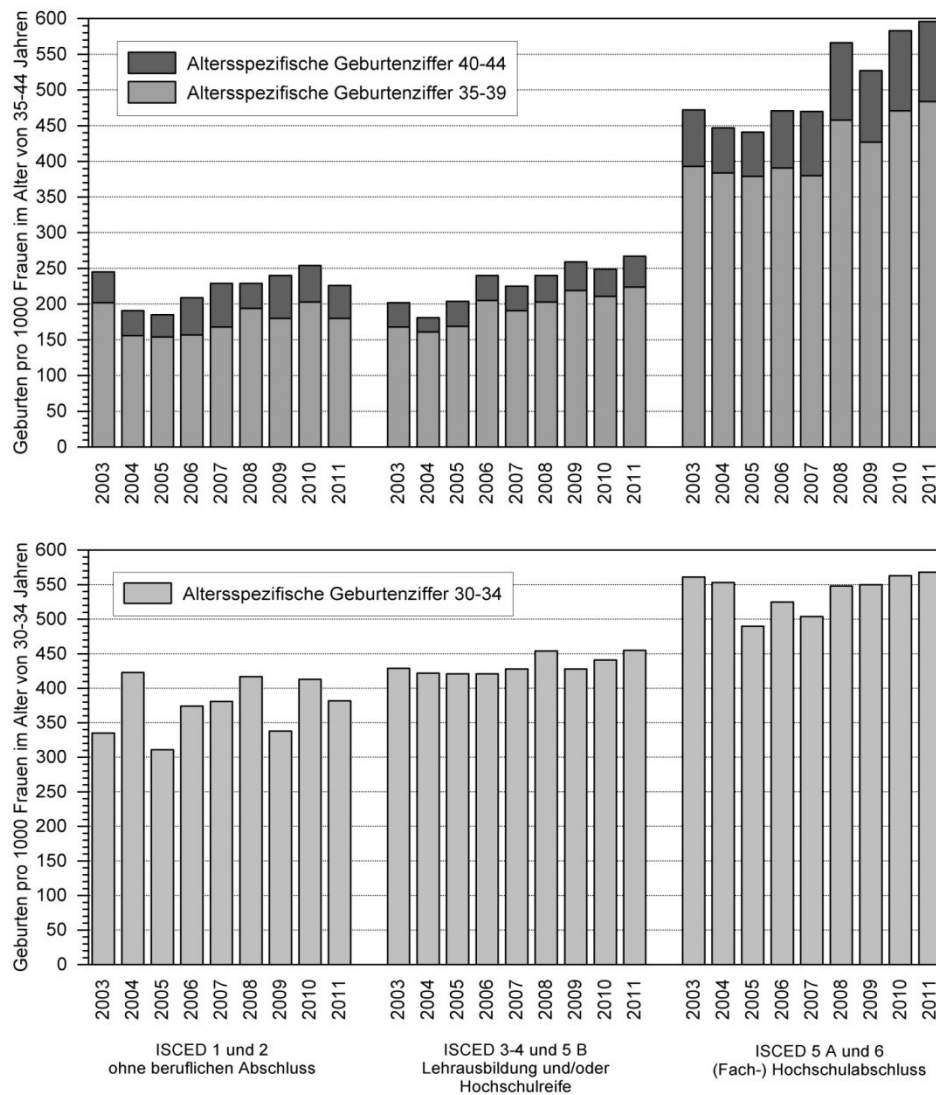
Der Anstieg der Geburten bei Akademikerinnen ab 30 und besonders ab 35 Jahre hat erheblich dazu beigetragen, dass die geschätzte TFR bei den Akademikerinnen bis 2011 das Niveau der mittleren Bildungsgruppe erreicht hat: Der Schätzwert ist vom Durchschnittswert 1,26 für die Jahre 2000-2006¹⁹ auf 1,37 für den Durchschnitt der Jahre 2008-2011 bzw.

18 Für das Jahr 2009 wird der Anteil von 35- bis 44-jährigen mit tertiären Bildungsabschlüssen von der OECD (2011) mit 27,8% angegeben. Für die gleiche Altersgruppe betragen die Anteile des Mikrozensus für Frauen 24,7% (Männer 32,2%). Die Differenz bei den Frauen zwischen beiden Abgrenzungen, tertiärer Bildungsabschluss mit 24,7% und akademischer Abschluss mit 16,1% (2009), entspricht dem Anteil der Frauen mit ISCED 5 B von 8,6%.

19 Die Werte für 2000 bis 2011 betragen: 1,22; 1,26; 1,18; 1,34; 1,30; 1,22; 1,25; 1,27; 1,37; 1,32; 1,37 und 1,41. Bei der Interpretation von (vermeintlichen) Trends muss man vorsichtig sein, da auch zufällige Schwankungen in einzelnen Jahren vorkommen.

1,41 für 2011 angestiegen, während er bei der mittleren Bildungsgruppe im gleichen Zeitraum konstant um 1,4 liegt. Bei Frauen ohne beruflichen Abschluss liegt die geschätzte TFR bei 1,97. Eine trendbehaftete Veränderung hat im untersuchten Zeitraum nur bei den Akademikerinnen stattgefunden.

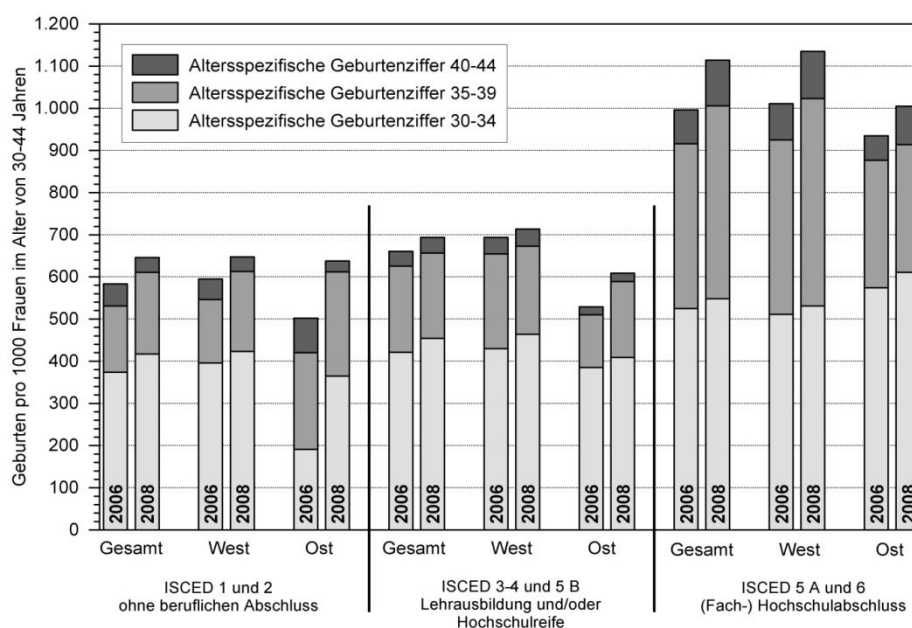
Abbildung 5: Recuperation 30- bis 44-jähriger Frauen nach Bildungsabschluss in Deutschland



Quelle: Mikrozensus 2003-2011, eigene Berechnungen und Darstellung.

Aus zwei Gründen wird nachfolgend eine differenzierte West-Ost-Betrachtung vorgenommen. Erstens da die niedrigere Geburtenrate bei Akademikerinnen ein westdeutsches Phänomen ist. Zweitens da, wie in Kap. 5 gezeigt wurde, westdeutsche Familien durchschnittlich stärker vom Elterngeld profitieren. Abbildung 6 vergleicht die ASFR 30- bis 44-jähriger Frauen nach Bildungsabschluss und Region. Der Übersichtlichkeit halber fokussieren wir auf die Gegenüberstellung der Jahre vor (2006) und nach der Reform (2008). Sie zeigt grundsätzlich etwas niedrigere Werte für Geburten ab dem Alter von 30 Jahren in Ostdeutschland, was daran liegt, dass dort das Alter bei Geburt der Kinder in allen Bildungsgruppen im Mittel etwas niedriger ist. Der Anstieg der Geburtenziffer zwischen 2006 und 2008 ist in Ostdeutschland in der niedrigeren und mittleren Bildungsgruppe sogar etwas höher als in Westdeutschland. Unter zusätzlicher Berücksichtigung der ostdeutschen Werte bis 2011 lässt sich der obige Befund bezüglich der Recuperation sowohl für West- als auch für Ostdeutschland belegen. Dabei zeigt sich aber für Ostdeutschland ein breiter Recuperationprozess bei allen Bildungsschichten.

Abbildung 6: Recuperation 30- bis 44-jähriger Frauen nach Bildungsabschluss und Region



Anmerkung: „West“ = früheres Bundesgebiet ohne Berlin; „Ost“ = neue Bundesländer mit Berlin

Quelle: Mikrozensus 2006 und 2008, eigene Berechnungen und Darstellung.

Das Elterngeld ist demnach parallel zu einer Verschiebung der Geburten im Lebensverlauf und zu einem Aufholen der Geburten bei Akademikerinnen eingeführt worden. Die ASFR-Befunde zeigen einen deutlichen Geburtenanstieg für die Kombination der Merkmale Alter und Bildung. Aufgrund der gezeigten Daten und theoretischen Erwägungen ist es plausibel, dass das Elterngeld diese beiden Entwicklungen unterstützt bzw. beschleunigt.

nigt hat. Allerdings muss man die MZ-Befunde aus zwei Gründen vorsichtig interpretieren: Zum einen erlauben die deskriptiven Methoden keine kausalen Rückschlüsse, zum anderen aufgrund der Tatsache, dass beide Entwicklungen bereits vor 2007 begannen und man keineswegs von einer Zeitkonstanz sämtlicher anderer Rahmenbedingungen seit 2003 ausgehen kann. Auch der Interaktionseffekt des Alters mit dem Reformindikator in den multivariaten Analysen deutet darauf hin, dass sich die Wahrscheinlichkeit einer Familienerweiterung bei älteren Frauen erhöht hat.

7. Zusammenfassung und Diskussion

In diesem Beitrag wurden differenzierte Analysen zu den Wirkungen der Elterngeldreform auf Haushaltseinkommen und Fertilität anhand von MZ und SOEP gezeigt. Es zeigen sich besonders für die Merkmalkombination von hoher Bildung und Altersgruppe 35-44 Effekte, es werden aber auch Grenzen der Wirkung und Nichteffekte aufgezeigt.

Die Effekte des Elterngelds auf das *Haushaltseinkommen* sind erheblich und bestätigen die Befunde der im Forschungsstand zitierten Studien: Nach beiden Datensätzen, MZ und SOEP, hat sich der Einkommenseinbruch im ersten Jahr nach der Geburt eines Kindes deutlich reduziert. Während vor 2007 das Einkommen von Haushalten mit Babys am geringsten war, haben inzwischen Familien mit Kleinkindern im Mittel das geringste Haushaltseinkommen, allerdings auf etwas höherem Niveau als Familien mit Babys vor der Reform. Wohlgemerkt: Diese Aussagen beziehen sich auf Durchschnittswerte.

Vor allem die Gruppe der Akademikerinnen profitiert aufgrund der einkommensabhängigen Konzeption vom BEEG, eine Gruppe mit ausgeprägter Erwerbsneigung, eher höheren Einkommen und dadurch auch höheren Opportunitätskosten durch eine Geburt. Das Elterngeld versucht im ersten Jahr Opportunitätskosten auszugleichen und dadurch auch Anreize für Väter zu setzen, Elternzeit zu nehmen. Das Elterngeld bewertet dadurch implizit Fürsorge- und Berufsarbeit als gleichwertig und reduziert die Ungleichheit in individuellen Lebensverläufen durch die Reduzierung des Einkommensausfalls nach der Geburt. Allerdings führt das tendenziell zu einer Verstärkung der klassischen Ungleichheit zwischen sozioökonomischen Gruppen. Denn wer mehr verdient, erhält (bis zu einer fixen Grenze) auch mehr Elterngeld. Vor dem Hintergrund der wohlfahrtsstaatlichen Tradition Deutschlands (vgl. Esping-Andersen 1990) erstaunt es, dass das Elterngeld bisher stärker zu einer Demografiediskussion als zu einer Gerechtigkeitsdiskussion geführt hat. Eine Abschwächung dieser offenen Flanke des BEEG könnte ein höherer Sockelbetrag bewirken. Aus internationaler Perspektive ist das deutsche Elterngeld jedoch insofern großzügig, da es nicht wie in anderen Ländern nur an Erwerbstätige, sondern auch an Nichterwerbstätige (z.B. Hausfrauen, jedoch nicht Hartz IV-Empfänger/innen) ausgezahlt wird. Grundsätzlich existiert ein Zielkonflikt zwischen Lebenslaufpolitik und Reduzierung der Opportunitätskosten einerseits sowie der Reduzierung gruppenspezifischer Ungleichheit andererseits.

Eine solche Diskussion könnte die Lebenslaufperspektive stärker im Sozialstaatsdiskurs verankern. Die klassische Auffassung von vertikaler Ungleichheit führt zu einem Vergleich der Effekte zwischen unterschiedlichen Statusgruppen und versucht diese Un-

terschiede durch Transferleistungen zu glätten. Die dynamische Auffassung von lebenslaufperspektivischer Ungleichheit vergleicht das Einkommen von Familien im Zeitverlauf und versucht es zu glätten. Das Elterngeld ist eher für letzteres konzipiert, für ersteres gibt es Instrumente wie Sozialhilfe oder progressive Besteuerung.

Es ist davon auszugehen, dass die beschriebenen Veränderungen des Haushaltseinkommens eng mit der Erwerbstätigkeit von Müttern zusammenhängen. Nach der Einführung des Elterngelds ist das Einkommen in Familien mit Kindern von 1 und 2 Jahren am geringsten im Lebensverlauf. Auch als Folge dessen arbeiten seit der Reform teilweise mehr Mütter von Kleinkindern (Wrohlich et al. 2012a). Dadurch kann aber anscheinend der Einkommensverlust nach der Familiengründung (noch) nicht in dem Maße ausgeglichen werden, wie es das Elterngeld im ersten Jahr nach der Geburt von Kindern tut. Nichtsdestotrotz sind aufgrund der internationalen Erfahrungen langfristig positive Einkommenseffekte durch gestiegene Müttererwerbstätigkeit zu erwarten (Whiteford/Adema 2007), was im Sinne der Armutsprävention positiv zu bewerten ist.

Bezüglich der Frage nach der Wirkung des Elterngelds auf die *Fertilität* betritt diese Studie ein Stück weit Neuland. Sie ist differenziert zu beantworten. Für die Gesamtpopulation lassen sich anhand der Ereignisdatenanalysen keine kurzfristigen Effekte des Elterngelds auf die Wahrscheinlichkeit einer Familienerweiterung nachweisen. Da aber Wirkungen auf die Fertilität oft zeitverzögert auftreten und im Kontext mehrerer struktureller Faktoren, muss ein kurzfristiger Nullbefund einer singulären Maßnahme noch keine grundsätzliche Wirkungslosigkeit bedeuten. Hinzu kommt, dass durch das BEEG auch hinsichtlich der Fertilität zielgruppenspezifische Anreize gesetzt werden. Insofern ist die Analyse dieser Zielgruppen, der im Einkommensteil identifizierten Profiteure des Elterngelds, entscheidend.

Die MZ-Befunde zeigen einen erheblichen Anstieg bei den altersspezifischen Fertilitätsraten der sich minimal bei der mittleren Bildungsgruppe und sehr deutlich bei Akademikerinnen ab Mitte 30 zeigt. Die SOEP-Analyse hat einen signifikanten Effekt für die Interaktion zwischen der Zeit nach der Reform und der Altersgruppe Mitte 30 bis Mitte 40 für den Übergang zum zweiten Kind zu Tage gebracht. Die Befunde von MZ und SOEP deuten in dieselbe Richtung und können im Sinne einer Verstärkung der Recuperation durch die Elterngeldreform für ein vergleichsweise spätes Geburtsalter interpretiert werden. Auch wenn sich die Zunahme der Geburten zwischen 2006 und 2008 deutlich zeigt, kommt sie zu einem bereits vor Einführung des Elterngelds bestehenden Trend hinzu. Eine Verstärkung dieses Trends durch das Elterngeld ist inhaltlich plausibel, da – wie beim Einkommen gezeigt wurde – Akademikerinnen und Frauen ab Mitte 30 in besonderem Maße vom BEEG profitieren. Dabei ist zu beachten, dass anhand des MZ alle Geburten und anhand des SOEP Familienerweiterungen im Analysezeitraum betrachtet wurden. Zukünftige Analysen könnten prüfen, ob sich beim Übergang zum ersten Kind Reformeffekte zeigen.

Folgt man diesem Befund, lässt sich folgende These aufstellen: Familienpolitische Maßnahmen, die eine spezifische Zielgruppe anvisieren (Akademikerinnen), mit weiteren Maßnahmen in Einklang stehen (Kinderförderungsgesetz) und einem spezifischen demografischen Trend Rechnung tragen (Recuperation, Kinderphase nach dem Berufseinstieg) können Fertilitätseffekte zeitigen. Der letzte Punkt ist zentral, denn eine Maßnahme mit Anreizen gegen den Recuperation-Trend, beispielsweise in Richtung eines früheren Ti-

mings, wäre vermutlich verpufft. Allerdings stellt sich auch die Frage, ob das Elterngeld das Phänomen des Aufschiebens von Geburten zusätzlich verstärkt. Da die bildungsspezifischen ASFR erst ab 30 Jahren sinnvoll zu untersuchen sind und die CFR mehrere Periodeneffekte bündelt, lässt sich das erst in einigen Jahren beurteilen. Hier ist weitere Forschung notwendig.

Die Befunde weisen auf bemerkenswerte Veränderungen der bildungsspezifischen Werte für zusammengefasste Geburtenraten hin. Der Anstieg der ASFR ab 35-jähriger Akademikerinnen hat dazu geführt, dass nach der bildungsspezifischen TFR-Schätzung die Akademikerinnen die mittlere Bildungsgruppe eingeholt bzw. geringfügig überholt haben. Es bleibt zwar abzuwarten, inwieweit sich diese Befunde des neuen Schätzmodells erhärten, jedoch zeichnet sich ein Übergang von einem inversen Zusammenhang zwischen Bildungsgrad und der Gesamtfertilität zu einem L-förmigen, der möglicherweise sogar zu einem U-förmigen führt, der in einigen anderen OECD-Staaten charakteristisch ist.²⁰

Die gezeigten Effekte des Elterngelds bei Akademikerinnen im Alter ab Mitte Dreißig stehen mit mehreren theoretischen Ansätzen in Einklang. Sie lassen sich mit der ökonomischen Theorie aufgrund der Reduzierung der Opportunitätskosten ebenso erklären wie mit den strukturellen Ansätzen der Akkommodation an die gestiegenen Berufschancen für viele Frauen, die in zunehmendem Maße einen tertiären Bildungsabschluss haben.

Hinsichtlich von Fertilitätseffekten – aber auch für andere familienpolitische Ziele – ist das Elterngeld im Kontext der familienpolitischen Reformen der Nullerjahre zu interpretieren, insbesondere des Ausbaus der Kleinkindbetreuung. Beide politischen Maßnahmen sind strategisch eng miteinander verknüpft, da sie sowohl Gleichstellung in Beruf und Familie als auch kürzere geburtenbedingte Berufspausen anvisieren. Daher ist es plausibel, dass sich beide in ihrer Wirkung ergänzen. Aufgrund der Kontextgebundenheit stößt die Identifizierung singulärer Effekte einer einzelnen familienpolitischen Maßnahme auf Grenzen. Mögliche Effekte des Elterngelds sind abhängig von anderen Entwicklungen beispielsweise auf dem Arbeitsmarkt. Bei einer hohen Arbeitslosigkeit von jungen Kohorten, wie derzeit in Südeuropa, könnte ein einkommensabhängiges Elterngeld negative Effekte haben, da es die Reihenfolge (1) Berufseinstieg, (2) Kinder verstärkt und der erste Teil dieser Sequenz durch die Arbeitslosigkeit erschwert ist.

Einige *methodische Erkenntnisse* lassen sich aus dieser Analyse ziehen. Vorsicht ist geboten bei der Interpretation vermeintlicher Effekte bzw. Nichteffekte. Denn einzelne Forschungsdesigns zur Analyse von Fertilitätseffekten des Elterngelds haben spezifische Anfälligkeiten für eine fälschliche Bestätigung der Null- bzw. der Wirkungs-Hypothese. Bei Makroanalysen (vgl. u.a. Luci/Thevenon 2012) wird üblicherweise die TFR als abhängige Variable verwendet, wodurch jedoch weder der gruppenspezifische Effekt von Akademikerinnen noch der differenzierte Verlauf der ASFR identifizierbar wäre. Das zweite klassische Forschungsdesign für familienpolitisch induzierte Fertilitätseffekte beinhaltet Ereignisanalysen mit Mikrodaten (vgl. u.a. Neyer/Andersson 2008). Hier lassen sich Effekte für die Altersgruppe ab Mitte 30 zeigen, jedoch nicht für Akademikerinnen, was an tatsächlich fehlender Wirkung, aber auch an der niedrigen Fallzahl für die Analyse von ASFR liegen könnte. Denn wir wissen nicht, welche Ergebnisse zutage kämen, wenn es einen Datensatz in der Größe des MZ mit Panelstruktur für den hier untersuchten Zeitraum gäbe. Als dritter

20 Dieses Phänomen lässt sich nicht singulär auf das Elterngeld zurückführen.

Weg wurden hier zusätzlich die ASFR nach Bildungsgruppen im Zeitverlauf berechnet, allerdings kam hierfür nur der Mikrozensus im Querschnittsdesign infrage.

Die methodische Konsequenz dieser Überlegungen ist die Berücksichtigung unterschiedlicher Datensätze und Forschungsdesigns, um aus dieser Kombination adäquate Schlussfolgerungen zu generieren. Insofern hat sich die Kombination von MZ und SOEP als sinnvoll erwiesen, da die jeweiligen Blindstellen (niedrige Fallzahl beim SOEP und fehlende Panelstruktur beim MZ) durch die Einbeziehung der Potenziale des anderen Datensatzes ausgeglichen werden konnten. Hinsichtlich des Einkommens konnten bisherige Befunde anhand der beiden Datensätze bestätigt werden. Bei den Analysen zur Wirkung des Elterngelds auf die Fertilität wurde der Befund zu bildungsgruppen- und altersspezifischen Entwicklungen der ASFR anhand des MZ mit Interaktionseffekten zwischen diesen Merkmalen und der Elterngeldreform anhand des SOEP ergänzt.

Als Fazit bleibt festzuhalten, dass das Elterngeld beide Ziele – die Verbesserung der Einkommenssituation von Familien und Fertilitätseffekte – zu einem gewissen Grad erfüllt, zumindest für bestimmte Gruppen wie Akademikerinnen ab Mitte 30. Dagegen lässt sich bezogen auf die Gesamtpopulation betroffener Eltern nur der Einkommenseffekt nachweisen. Die Befunde sind ein Zwischenstand nach wenigen Jahren. Zukünftige Analysen müssen zeigen, inwieweit das Elterngeld mittel- bis langfristig zu nachhaltigen Veränderungen bei Einkommen und Fertilität führt. Hierzu ist weitere Forschung notwendig. Wissenschaftlich und politisch bleiben das Elterngeld und dessen Wirkungsanalyse spannend.

Danksagung

Wir danken Evelyn Grünheid, Robert Herter-Eschweiler, Detlev Lück, Linda Lux, Ralina Panova und Manfred Scharein für hilfreiche Anmerkungen.

Literatur

- Adserà, A. (2004). Changing fertility rates in developed countries. The impact of labor market institutions. *Journal of Population Economics*, 17, S. 17-43.
- Allison, P. D. (1984). *Event history analysis: Regression for longitudinal event data*. Newbury Park: Sage Publications.
- Andersson, G., Hoem, J. M. & Duvander, A. (2006). Social differentials in speed-premium effects in childbearing in Sweden. *Demographic Research*, 14, 4, S. 51-70.
- Becker, G. S. (1991). *A treatise on the family. Enlarged edition*. Cambridge: Harvard University Press.
- Beck-Gernsheim, E. (2006). *Die Kinderfrage heute. Über Frauenleben, Kinderwunsch und Geburtenrückgang*. München: C. H. Beck.
- Bergemann, A. & Riphahn, R. (2010). *The introduction of a short-term earnings-related parental leave benefit system and differential employment effects*. Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research 315).
- Blossfeld, H.-P. & Huinink, J. (1989). Die Verbesserung der Bildungs- und Berufschancen von Frauen und ihr Einfluß auf den Prozeß der Familienbildung. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 15, S. 383-404.
- Büchner, C., Haan, P., Schmitt, C., Spieß, C. K. & Wrohlich, K. (2006). *Wirkungsstudie „Elterngeld“*. Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (Politikberatung kompakt, 18).
- Bujard, M. (2011). *Geburtenrückgang und Familienpolitik*. Baden-Baden: Nomos.

- Bujard, M. (2012a). Family policy and demographic effects: The case of Germany. *Demográfia English Edition*, 54, S. 56-78.
- Bujard, M. (2012b). *Talsohle bei Akademikerinnen durchschritten? Kinderzahl und Kinderlosigkeit in Deutschland nach Bildungs- und Berufsgruppen. Expertise für das BMFSFJ*. <http://www.bib-demografie.de/akademikerinnen2012>.
- Bujard, M. (2012c). Makroanalysen: Potenziale, Grenzen und methodische Optionen am Beispiel des Nexus Familienpolitik und Fertilität. In: Bertram, H. & Bujard, M. (Hrsg.): *Zeit, Geld, Infrastruktur – zur Zukunft der Familienpolitik*. Baden-Baden: Nomos, S. 337-363 (Soziale Welt, Sonderband 19).
- Deutscher Bundestag (2006a). *Siebter Familienbericht. Familie zwischen Flexibilität und Verlässlichkeit. Perspektiven für eine lebenslaufbezogene Familienpolitik*. Berlin: Deutscher Bundestag (Drucksache 16/1360).
- Deutscher Bundestag (2006b). *Entwurf eines Gesetzes zum Elterngeld und zur Elternzeit* (Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetz BEEG). Berlin: Deutscher Bundestag (Drucksache 16/1889).
- Deutscher Bundestag (2006c). *Beschlussempfehlung und Bericht des Ausschusses für Familie, Senioren, Frauen und Jugend*. Berlin: Deutscher Bundestag (Drucksache 16/2785).
- Esping-Andersen, G. (1990). *The three worlds of welfare capitalism*. Cambridge: University Press.
- Gauthier, A. H. (2007). The impact of family policies on fertility in industrialized countries: A review of the literature. *Population Research and Policy Review*, 26, S. 323-346.
- Hall, P. A. (1993). Policy paradigms, social learning, and the state: The case of economic policymaking in Britain. *Comparative Politics*, 25, 3, S. 275-296.
- Hoem, J. M. (2008). The impact of public policies on European fertility. *Demographic Research*, 19, S. 249-260.
- Hradil, S. (2001). *Soziale Ungleichheit in Deutschland*. Opladen: Leske + Budrich.
- Jaccard, J. (2001). *Interaction effects in logistic regression*. Thousand Oaks: Sage.
- Kluve, J. & Tamm, M. (2009). *Now daddy's changing diapers and mommy's making her career. Evaluating a generous parental leave regulation using a natural experiment*. Bonn: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit (IZA Discussion Paper No. 4500).
- Köppen, K. (2006). Second births in western Germany and France. *Demographic Research*, 14, S. 295-330.
- Kreyenfeld, M. & Zabel, C. (2005). Female education and the second child: Great Britain and Western Germany compared. *Schmollers Jahrbuch*, 125, S. 145-156.
- Lalive, R. & Zweimüller, J. (2009). How does parental leave affect fertility and return to work? Evidence from two natural experiments. *Quarterly Journal of Economics*, 124, S. 1363-1402.
- Luci, A. & Thévenon, O. (2012). *The impact of family policy packages on fertility trends in developed countries*. Paris: Institut National d'Études Démographiques (INED Working Paper 174).
- Mincer, J. (1963). Market prices, opportunity costs, and income effects. In: Christ, C. F. (Hrsg.), *Measurement in economics*. Stanford: University Press, S. 67-82.
- Neyer, G. & Andersson, G. (2008). Consequences of family policies on childbearing behavior: Effects or artifacts? *Population and Development Review*, 34, S. 699-724.
- OECD (2011). *Factbook 2011: Education attainment*. Paris: Organization for Economic Co-operation and Development.
- Sobotka, T., Zeman, K., Lesthaeghe, R., Frejka, T. & Neels, K. (2011). Postponement and recuperation in cohort fertility: Austria, Germany and Switzerland in a European context. *Comparative Population Studies* 36, 2-3, S. 417-452.
- Spieß, K. C. (2012) Zeit, Geld, Infrastruktur und Fertilität: Befunde empirischer Mikrostudien und was wir daraus lernen können. In: Bertram, H. & Bujard, M. (Hrsg.): *Zeit, Geld, Infrastruktur – zur Zukunft der Familienpolitik*. Baden-Baden: Nomos, S. 321-336 (Soziale Welt, Sonderband 19).
- Statistisches Bundesamt (2013). *Öffentliche Sozialleistungen. Statistik zum Elterngeld*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Van de Kaa, D. J. (1987). *Europe's second demographic transition*. Washington, DC: Population Reference Bureau (Population Bulletin 42).
- Wagner, G., Frick, J. & Schupp, J. (2007). The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) – Scope, evolution and enhancements. *Schmollers Jahrbuch*, 127, 1, S. 139-169.

- Whiteford, P. & Adema, W. (2007). *What works best in reducing child poverty: A benefit or work strategy?* Paris: Organization for Economic Co-operation and Development (OECD Social, Employment and Migration Working Papers 51).
- Wrohlich, K., Berger, E., Geyer, J., Haan, P., Sengül, D., Spieß, C. K. & Thiemann, A. (2012a). *Elterngeld-monitor*. Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Politikberatung kompakt 61).
- Wrohlich, K., Berger, E., Geyer, J., Haan, P., Sengül, D., Spieß, C. K. & Thiemann, A. (2012b). *Studie Elterngeld-Monitor – Kurzfassung*. Berlin: Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend.

Eingereicht am/Submitted on: 18.02.2013

Angenommen am/Accepted on: 29.07.2013

Anschrift des Autors und der Autorin/Address of the authors:

Dr. Martin Bujard
Jasmin Passet, M.A.

Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung (BiB)
Friedrich-Ebert-Allee 4
65185 Wiesbaden
Deutschland/Germany

E-Mail: martin.bujard@bib.bund.de
jasmin.passet@bib.bund.de